UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO - UERJ

INSTITUTO DE MEDICINA SOCIAL

Série: Estudos em Saúde Coletiva nº 039

PROBLEMAS METODOLÓGICOS NOS ESTUDOS DE DOENÇAS AGUDAS E RECORRENTES: ERROS DE ESTIMAÇÃO

Michael E. Reichenheim e José Ueleres Braga

Abril 1993

UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE MEDICINA SOCIAL

PROBLEMAS METODOLÓGICOS NOS ESTUDOS DE DOENÇAS AGUDAS E RECORRENTES: ERROS DE ESTIMAÇÃO DA RAZÃO DE TAXAS CONSEQÜENTES ÀS APROXIMAÇÕES E ASSUNÇÕES INDEVIDAS

MICHAEL EDUARDO REICHENHEIM
JOSÉ UELERES BRAGA
ABRIL/1993

Nº 39

Diretor: José C. Noronha
Comissão de Publicação: Cid M. de Mello Vianna
Michael Reichenheim
Joel Birman
Texto revisado pelo próprio autor
Secretária/Diagramação: Regina M. Anguiano Marchese
Nota: A série "Estudos em Saúde Coletiva" é uma publicação de textos para discussão do Instituto de Medicina Social - IMS, de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es).

Ficha Catalográfica elaborada pela Biblioteca
do Instituto de Medicina Social - UERJ

R351 Reichenheim, Michael Eduardo
Problemas metodológicos nos estudos de doenças agudas e recorrentes: erros de estimação da razão de taxas consequentes às aproximações e assunções indevidas / Michael Eduardo Reichenheim ; José Ueleres Braga. — Rio de Janeiro : UERJ/IMS, 1993.

15 p.— (Série Estudos em Saúde Coletiva; nº 39)

1. Doenças agudas - Tendências. I. Braga, José Uereles. II. Título. III. Série.

CDU 616-036.11

PROBLEMAS METODOLÓGICOS NOS ESTUDOS DE DOENÇAS AGUDAS E RECORRENTES: ERROS DE ESTIMAÇÃO DA RAZÃO DE TAXAS CONSEQÜENTES ÀS APROXIMAÇÕES E ASSUNÇÕES INDEVIDAS

MICHAEL EDUARDO REICHENHEIM *

JOSÉ UELERES BRAGA **

Introdução

A maior parte dos desenvolvimentos nos métodos epidemiológicos nas últimas décadas originam-se do programa de pesquisa das doenças crônicas.[1] Reflexões e trabalhos na linha das doenças agudas e recorrentes, especialmente entre algumas de alta prevalência e de especial relevância em saúde coletiva como diarréias, infecções respiratórias agudas e traumas, somente em tempos recentes tem captado a mente de pesquisadores.[2,3,4]

Entre as questões em discussão neste domínio estão a melhor escolha das medidas de desfecho e a apropriabilidade das técnicas e estratégias de análise. Em um informativo documento da OMS, Cousens e Kirkwood[5] apresentam algumas opções, incluindo o número de episódios de doença como desfecho e a razão de taxas como um adequado estimador da associação entre o primeiro e a exposição.

* Professor Adjunto do Instituto de Medicina Social (Departamento de Epidemiologia), UERJ.
** Mestrando do Instituto de Medicina Social da UERJ.

No contexto das doenças recorrentes de curta duração tem-se sugerido ignorar o elemento tempo no denominador dos estimadores de densidade de incidência usados no cálculo de razões de taxas.[6] Esta omissão temporal pode efetivamente estar correta no caso, por exemplo, do infarto agudo do miocárdio estudado entre indivíduos seguidos por um período determinado. Aqui, a duração do episódio de doença é muito curta e a recorrência não é proeminente no período de seguimento. Neste caso o denominador pode ser simplificado para o número de indivíduos, na assunção de que o período quando o sujeito não está sob risco de adoecer — precisamente quando doente e, assim, removido do conjunto de risco — é negligenciável em relação ao período total de seguimento.[7] Conseqüentemente, desde que não ocorressem perdas de sujeitos, em ambos os estratos (expostos e não-expostos), os períodos de seguimento seriam iguais, cancelando-se mutuamente no cálculo da razão de taxas.

Como nos estudos de doenças crônicas, o presente artigo contende que no caso das doenças agudas, recorrentes e de curta duração, o elemento pessoa-tempo usado para calcular razões do tipo densidade deve ser usado de forma irrestrita afim de evitar erros de estimação.

Também se argumenta que o tipo de erro apontado acima adiciona-se ao problema colocado por Cousens and Kirkwood[5] concernente à aproximação feita no cálculo de episódios de doença entre expostos e não-expostos. Este erro acontece quando dados contínuos são discretizados com o propósito de avaliar tendências (*trends*). O cálculo do total de episódios em um estrato particular é feito usando-se um número médio arredondado para o inteiro mais próximo ao invés da contagem cumulativa e completa dos episódios no estrato.

Notação Matemática

Δt = Período de seguimento.

y_i = número de sujeitos sofrendo i episódios de doença no período de seguimento.

e_i = número de episódios por elemento, dentre aqueles que sofrem i episódios durante o período de seguimento (categoria de episódios).

$y_{\geq 3}$ = número de sujeitos que sofreram 3 ou mais episódios de doença durante o período de seguimento.

$\overline{e}_{\geq 3}$ = média dos episódios de doença entre os sujeitos que sofrem 3 ou mais episódios de doença, onde

$$\overline{e}_{\geq 3} = \frac{\Sigma\left(y_i' e_i'\right)}{y_i'} \qquad (1)$$

y_i' e e_i' são, respectivamente, como y_i e e_i mas excluindo y_1, y_2, e_1 e e_2.

EE_j = número total de episódios de doença calculados pelo método exato no estrato j (onde j = 1 para expostos e j = 0 para não expostos), onde

$$EE_j = \Sigma\left(y_i e_i\right) \qquad (2)$$

EA_j = número total de episódios de doença calculado pelo método aproximado no estrato j, onde

$$EA_j = \Sigma\left[\left(y_1 e_1\right)\left(y_2 e_2\right)\left(y_{\geq 3} e_{\geq 3}\right)\right] \qquad (3)$$

n_j = número de sujeitos em cada estrato j.

n_{j+} = número de sujeitos no estrato com pelo menos 1 episódio de doença em Δ (t), e que é dado por Σy menos aqueles y_i onde i = 0.

n_{j-} = número de sujeitos no estrato j sem nenhum episódio de doença, dado por $n_j - n_{j+}$

$\overline{d}_i$ = média de dias com doença por categoria de episódio.

d_{ij} = total de dias com doença por categoria de episódio i, por estrato, onde $d_{ij} = y_i \overline{d}_i$

d_j = soma de dias com doença nos sujeitos do estrato j em Δt, que é dado por Σd_{ij}.

PE_j = denominador pessoa-tempo calculado de forma exata por estrato j, onde

$$PE_j = (n_{j-}\Delta t) + (n_{j+}\Delta t) - d_j \qquad (4)$$

PA_j = denominador pessoa-tempo calculado aproximadamente por estrato j, onde

$$PA_j = (n_j \Delta t) \qquad (5)$$

α = erro relacionado ao número de episódios de doença no estrato exposto, j = 1, onde

$$\alpha = \frac{(EE_1 - EA_1)}{EE_1} \qquad (6)$$

β = erro relacionado ao número de episódios de doença no estrato não exposto, j = 0, onde

$$\beta = \frac{(EE_0 - EA_0)}{EE_0} \qquad (7)$$

γ = erro relacionado ao denominador pessoa-tempo no estrato exposto, j = 1, onde

$$\gamma = \frac{(PE_1 - PA_1)}{PE_1} \qquad (8)$$

δ = erro relacionado ao denominador pessoa-tempo no estrato não-exposto, j = 0, onde

$$\delta = \frac{(PE_0 - PA_0)}{PE_0} \qquad (9)$$

Deixando o erro concernente ao estimador da razão de taxas ser, genericamente,

$$\varepsilon = 1 - \frac{(1-\alpha)(1-\delta)}{(1-\beta)(1-\gamma)} \qquad (10)$$

tem-se

ε′ = erro na RT quando α, β, γ e δ são diferentes do nulo, onde

$$\varepsilon' = 1 - \frac{(1-\alpha)(1-\delta)}{(1-\beta)(1-\gamma)} \qquad (11)$$

ε'' = erro na RT quando γ e δ são nulos, i.e., o denominador pessoa-tempo é calculado de forma exata (Eq. 4) mas o número de episódios de doença é calculado por aproximação (Eq. 3), onde

$$\varepsilon'' = 1 - \frac{(1-\alpha)}{(1-\beta)} \qquad (12)$$

ε''' = erro na RT quando α e β são nulos, i.e., o número de episódios de doença é calculado de forma exata (Eq. 2) mas o denominador pessoa-tempo é calculado por aproximação, onde

$$\varepsilon''' = 1 - \frac{(1-\delta)}{(1-\gamma)} \qquad (13)$$

para o cálculo das razões de taxas rearranja-se as equações (6) a (9 para

$$EA_1 = EE_1\,(1-\alpha)$$

$$EA_0 = EE_0\,(1-\beta)$$

$$PA_1 = PE_1\,(1-\gamma)$$

$$PA_0 = (1-\delta)$$

Assim, a razão de taxas quando o numerador e o denominador são calculados por aproximação será

$$R_{AA} = \frac{EE_1\,(1-\alpha)\,PE_0\,(1-\delta)}{EE_0\,(1-\beta)\,PE_1\,(1-\gamma)} \qquad (14)$$

e logo,

$$R_{AA} = R_{EE}\,(1-\varepsilon') \qquad (15)$$

onde R_{EE} é a razão de taxa quando o numerador e o denominador são calculados de forma exata.

Analogamente, tem-se

$$R_{AE} = R_{EE}\,(1-\varepsilon'') \qquad (16)$$

$$R_{EA} = R_{EE}\,(1-\varepsilon''') \qquad (17)$$

Os dados

A propósito da exposição que se segue, usar-se-á os dados sobre doença diarréica apresentada no anexo do documento da OMS acima referido.[5] Três situações são apresentadas. Como nos dados originais, os 120 sujeitos expostos (crianças desmamadas precocemente) sofrem 268 episódios de diarréia nos 84 dias de seguimento (253 se o método aproximado é usado). Estes dados são fixos para as três situações e são apresentados na tabela 1.

TABELA 1 - PERFIL DOS DADOS ENTRE EXPOSTOS (n=120) CONCERNENTES À OCORRÊNCIA DE DIARRÉIA EM UM ESTUDO DE 84 DIAS DE SEGUIMENTO (DADOS EXTRAÍDOS DO DOCUMENTO: WHO/CDD/EDP/90.2).

CATEGORIA DE EPISÓDIOS (e_i)	NÚMERO DE SUJEITO (y_i)	NÚMERO TOTAL DE EPISÓDIOS ($y_i e_i$)	MÉDIA DE DIAS DE DOENÇA ($\overline{d}_i$)	TOTAL DE DIAS DE DOENÇA (d_{ij})
0	31	0	0	0
1	19	19	4.3	82
2	23	46	9.2	212
3	17	51	16.5	281
4	13	52	17.0	221
5	7	35	25.4	178
6	7	42	25.4	178
7	2	14	31.5	63
8	0	--	--	--
9	1	9	38.0	38
TOTAL	120	268	--	1253

A tabela 2 mostra os detalhes referentes ao perfil dos episódios no estrato não-exposto (crianças desmamadas tardiamente), de acordo com as três situações.

- A situação 1 se aplica aos dados originais (enquanto que as outras duas são simulações retratando diferentes mas plausíveis ocorrências).
- Na situação 2, duas assunções são feitas. Primeiro, que, em relação à situação 1, somente a metade das crianças não-expostas tem pelo menos um episódio

de doença. Segundo, que o padrão dos múltiplos episódios, duração e número de dias enfermo são os mesmos das situação 1 (dados originais).

- A situação 3 assume que entre os não-expostos, além de uma substancial redução do número de sujeitos que adoecem durante o período em relação às duas outras situações, aqueles que adoecem o fazem menos freqüentemente e que os episódios, em média, são de menor duração.

TABELA 2 - PERFIL DOS DADOS ENTRE NÃO EXPOSTOS (n=480) DE ACORDO COM TRÊS SITUAÇÕES (UMA ORIGINAL E DUAS SIMULADAS) CONCERNENTE DIARRÉIA EM UM ESTUDO DE 84 DIAS DE SEGUIMENTO (DADOS ORIGINAIS EXTRAÍDOS DO DOCUMENTO: WHO/CDD/EDP/90.2).

CATEGORIA DE EPISÓDIO (e_i)	NÚMERO DE SUJEITOS (y_i)			NÚMERO TOTAL DE EPISÓDIOS ($y_i e_i$)			MÉDIA DE DIAS DE DOENÇA ($\overline{d}_i$)		TOTAL DE DIAS DE DOENÇA (d_{ij})		
	S1	S2	S3	S1	S2	S3	S1/S2	S3	S1	S2	S3
(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
0	162	321	321	0	0	0	0	0	0	0	0
1	123	62	129	123	62	129	3.9	1.0	480	242	129
2	84	42	21	168	84	42	8.0	3.0	672	336	63
3	49	24	6	147	72	18	12.8	6.0	627	307	36
4	31	16	3	124	64	12	17.1	10.0	530	274	30
5	17	8	0	85	40	--	20.4	---	347	163	---
6	8	4	0	48	24	--	19.6	---	157	78	--
7	6	3	0	42	21	--	26.1	---	157	78	--
TOTAL	480	480	480	737	368	201	---	---	2970	1478	258

Comentários sobre as três situações

A magnitude dos erros devidos ao método de aproximação usado no cálculo do número de episódios (α e β) depende do fator de arredondamento e, logo, da tendência da média arredondada ($\bar{e}_{23}$) de se distanciar da verdadeira naqueles com três ou mais episódios durante o período de seguimento. Por exemplo, usando os dados referentes aos expostos na situação 1 (tabela1), o cálculo da verdadeira média seria:

$$\frac{(51+52+35+42+42+14+9)}{(17+13+13+7+7+2+1)} = 4,32$$

mas o arredondamento para o número inteiro mais próximo seria apenas 4. Usando isto no cálculo de EA_j (Eq.3), acarreta um erro total α de 0,056 (tabela3). Para os não-expostos os erros são menores.

Com respeito aos cálculos de pessoa-tempo nos denominadores das razões de taxas, a magnitude dos erros absolutos (γ e δ) aumenta com o número de sujeitos sofrendo episódios durante o período de seguimento e na medida que aumenta a duração destes. Isto leva a um aumento do número de sujeitos fora do conjunto de risco e sem risco de desenvolver um novo evento. Com o padrão de morbidade fixo entre os expostos, nas três situações o erro conseqüente à desconsideração do desconto necessário é de 14,2% (γ na tabela 3). Entre os não-expostos, o montante de erro absoluto (δ) varia de acordo com a situação. O maior erro ocorre na situação 1 (8%). Note-se que este depende do número de sujeitos que adoecem.

Na situação 2, onde a duração é invariante em relação a situação 1, o erro diminue à metade. O menor erro absoluto entre os não-expostos ocorre na situação 4, onde muito menos sujeitos (crianças) adoecem e onde a duração

também é menor. Note-se que isto depende da força de morbidade. O caso limite (hipotético) ocorreria na situação em que a ausência da exposição sob investigação acarretasse ausência de doença. Aqui, todos os sujeitos estariam sob risco durante todo o período de seguimento e δ seria zero. A repercussão disto sobre a razão de taxas é discutida adiante.

A magnitude dos erros totais devidos às duas aproximações podem ser encontrados na tabela 3, colunas *i*, *j* e *k*. Com respeito ao erro devido à aproximação da contagem de episódios (ε''), é importante que o cálculo, se realizado, leve em consideração a média de episódios na categoria superior. Qualquer desvio desta média introduzirá adicionais ruidos de difícil controle na estimação das razões de taxas.

Concernente à magnitude do erro conjunto devido ao desprezo do cálculo correto do número de episódios e por ignorar o elemento tempo no cálculo do denominador (ε'), o maior viés ocorre na situação 4 (15,6%). A situação 1, ao contrário, produz o menor erro total (10,5%), ainda que aqui se encontrem os maiores erros absolutos. O ponto central é que a magnitude dos erros absolutos é menos importante na introdução de erros totais nas razões de taxas do que o contraste entre estes. Assim, à medida que os erros absolutos convergem, o erro total decresce. Tomando-se o efeito independente do problema de cálculo de pessoa-tempo (ε'''), deve-se notar que, enquanto na situação 1 a diferença entre γ e δ é de apenas 6,2%, levando a um erro na razão de taxa de 5,4%, na situação 4 estes valores mais que dobram (13,6% e 11,9%, respectivamente). No caso extremo comentado acima, onde a ausência de exposição acarretaria ausência de doença e δ=0, o contraste entre os erros absolutos estariam num máximo e assim, também, os εs e a magnitude dos viéses introduzidos nas razões de taxas.

As mudanças nas razões de taxas são mostradas nas colunas 1 a o na tabela 3. O estimador não viesado (assumindo-se a ausência de erros sistemáticos, confundimento e modificação de efeito) pode ser encontrado na coluna *o* da tabela 3 (R_{EE}), enquanto que as razões de taxas resultantes das duas aproximações estão na coluna l (R_{AA}). Note-se que os viéses são consistentemente em direção à unidade (nulo).

TABELA 3 - ERROS E RAZÕES DE TAXAS ORIUNDOS DA UTILIZAÇÃO DOS MÉTODOS APROXIMADO E EXATO NO CÁLCULO DE EPISÓDIOS E PESSOA-TEMPO, DE ACORDO COM TRÊS SITUAÇÕES (UMA ORIGINAL E DUAS SIMULAÇÕES) CONCERNENTES - DIARRÉIA EM UM ESTUDO DE 84 DIAS DE SEGUIMENTO (DADOS ORIGINAIS EXTRAÍDOS DO DOCUMENTO: WHO/CDD/EDP/90.2).

(SITUAÇÃO)	EPISÓDIOS		PESSOA-TEMPO		ERRO "ABSOLUTO"				ERRO "RELATIVO"			RAZÃO DE TAXAS			
ESTRATO	EA_j	EE_j	PA_j	PE_j	α	β	γ	δ	ε'	ε''	ε'''	R_{AA}	R_{AE}	R_{EA}	R_{EE}
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)
(1)															
E_1	253	268	10,080	8,827											
					0.056	0.003	-0.142	0.080	0.105	0.053	0.054	1.38	1.46	1.46	1.54
EE_0	735	737	40,320	37,350											
(2)															
E_1	253	268	10,080	8,827											
					0.056	0.003	-0.142	-0,038	0.139	0.053	0.078	2.76	3.04	2.96	3.21
E_0	367	368	40,320	38,842											
(3)															
E_1	253	268	10,080	8,827											
					0.056	0.015	-0.142	- 0.156	0.042	0.119	5.11	5.80	5.33	6.05	
					0.006										
E_0	198	201	40,320	40,062											

Comentários finais

Os detalhes dos erros apontados e alguns comentários específicos foram providos na seção anterior e não serão elaborados. No entanto, um ponto mais abrangente pode ser colocado. Isto concerne aos problemas que surgem de uma generalização transferida do programa de investigação das doenças crônico-degenerativas para o das doenças agudas e recorrentes. Em certos casos pode-se aceitar como trivial os curtos períodos quando um sujeito está doente e, estritamente, não sob risco de adquirir a doença (como é o caso do infarto agudo do miocárdio aludido na introdução). No entanto, como mostra claramente a situação 4 apresentada acima, a má aplicação deste pricípio no presente contexto pode alterar muito a razão de taxas e a apreciação da real carga de morbidade de uma exposição. É preciso entender que a proposição metodológica apresentada no documento da OMS que originou esta discussão pode ter sido deliberadamente simplificada para um alvo de leitores não composta exclusivamente de epidemiologistas. No entanto, ainda que se argumente que uma queda da razão de taxas de 1,58 para 1,38 (situação 1 referente aos dados originais) é negligenciável para fins práticos, isto pode não ser bem assim quando o padrão de morbidade é marcadamente diferente entre expostos e não expostos. Neste caso, como mostra a situação 4, a razão de taxas decai quase um ponto. Uma questão a se pondear é se vale a pena aceitar um subestimação de c. 16% (ou mais) às expensas de métodos mais simplificados. A mais, no caso particular abordado aqui, o cálculo correto do denominador pessoa-tempo não é somente uma questão de validade mas também necessário para que se obtenha uma informação mais rica. O indicador calculado adequadamente, agora encampando informações sobre a duração de cada episódio e levando em conta o número e freqüência dos

eventos, provê um quadro mais elaborado sobre a força de morbidade da exposição em questão.

Finalmente, levando-se em conta o crescente rigor metodológico evidenciado na literatura epidemiológica recente (como, por exemplo, sobre as questões amostrais em estudos de caso-controle com vista a garantir estimadores não viesados da razão de taxas através da razão de produtos cruzados,[4,8]), os problemas apontados no presente artigo estão longe de serem irrelevantes. Um aprofundamento sobre estas e outras questões metodológicas neste campo deve ser perseguido.

Agradecimento

Os autores agradecem ao Dr. Claudio Struchiner por seus comentários e sugestões.

Bibliografia

1. Susser M. Epidemiology in the United States after World War II: the evolution of techniques. *Epidem Rev.* 1985; 17:147 - 77.

2. Smith PG, Rodrigues LC, fine PEM. Assessment of the protective efficacy of vaccines against common diseases using case-control and cohort studies, *Int J Epidemiol* 1984; 13:87-93.

3. Struchiner CJ, Halloran ME, Robins JM, Spielman A. The behaviour of common measures of association used to assess a vaccination programme under complex disease transmission study of malaria vaccines. *Int J Epidemiol* 1990; 19:187-96.

4. Rodrigues L, Kirkwood BR. Case-control design in the study of commom diseases: updates on the demise of the rare disease assumption and the choice of sampling schemes for controls. *Int J Epidemiol* 1990; 19:205-13.

5. Cousens SN, Kirkwood BR. *Outcome measures in prospective studies of childhood diarrhoea and respiratory infecctions: choosing and using them.* Doc. WHO/CDD/EDP/90.2, WHO/ARI/RES/90.4, 1990.

6. Morgenstern H, Kleinbaum DG, Kupper L. Measure of disease incidence used in epidemiologic research. *Int J Epidemiol* 1980; 112:707-23.

7. Kleinbaum DG, Kupper LL, Morgenstern H. *Epidemiologic research: principles and evaluative methods.* Van Nostrand Reinold Company Limited, London, 1982, p.102.

8. Miettinen O. Estimability and estimation in case-referent studies. *Am J Epidemiol* 1976; 103:226-35.

TEXTOS PUBLICADOS

— 1992 —

021 - Guimarães, Reinaldo. *Autonomia Universitária: Notas de Conjuntura* 22 p.

022 - Birman, Joel. *Sujeito Freudiano e Poder: Tragicidade e Paradoxo.* 16 p.

023 - Fiori, José Luis. *O Estado Brasileiro do Futuro: Descentralização ou Desintegração.* 12 p.

024 - Guimarães, Reinaldo. *A Discussion of some Priorities in Scientific Research in Brazil.* 20 p.

025 - Sayd, Jane Dutra. *Hahnemann e a Razão Clássica.* 20 p.

026 - Fiori, José Luis. *Ética e Política numa Periferia Capitalista.* 16 p.

027 - Lourenço, Paulo Maurício Campanha. *Homeopatia: Ciência ou Ficção? Meta-Análise da Teoria da Homeopatia.* 100 p.

028 - Luz, Madel Therezinha. *As Relações entre Burocracia-Aparato Estatal e Sociedade Civil na Sociedade Brasileira a partir de Políticas Sociais: Possibilidades e Limites de Generalizações para a América Latina analisando-se o caso das Políticas de Saúde.* 20 p.

029 - Caldas, Célia Pereira. *A Produção Social da Velhice.* 16 p.

030 - Veras, Renato Peixoto. *Considerations on Research in Studies on the Elderly Population in Brazil.* 12 p.

— 1993 —

031 - Mattos, Ruben Araujo de. *Paradigmas, Cência e Saber Médico: Uma Discussão.* 52 p.

032 - Birman, Joel. *Os Impasses da Cientificidade no Discurso Freudiano e seus Destinos na Psicanálise.* 48 p.

033 - Suassuna, Álcio; Suassuna Ítalo. *Cólera: Aspectos Ecológicos, Epidemiológicos, Sócio-Culturais e Políticos relacionados à Epidemia que Grassa no Brasil (1991-1992)* 40 p.

034 - Santos, Luiz A. de Castro. *A Pós-Graduação em Saúde Coletiva: Impressões sobre a Orientação de alunos.* 16 p.

035 - Pitta, Aurea Maria da Rocha. *Comunicação Social e Saúde: Reflexões Introdutórias sobre o Conceito e Especulações acerca de suas Implicações na Estruturação de Práticas Institucionais* . 32 p.

036 - Pepe, Vera Lúcia Edais. *Breve Histórico do Percurso de Kuhn: do Paradigma ao Exemplar.* 12 p.

037 - Fernandes, João Claudio Lara. *Relato de uma Experiência em Atenção Primária à Saúde: o Posto de Saúde da AMABB.* 24 p.

038 - Luz, Madel T. *O Interacionismo Simbólico: breve Exposição*